



Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

TRABAJO DE FIN DE GRADO

GRADO EN ECONOMÍA

GAPMINDER Y LA CURVA DE KUZNETS MEDIOAMBIENTAL.

UN ANÁLISIS ECONOMETRICO.

Paula Goñi Lalinde

DIRECTOR

Ignacio García Lautre

Pamplona-Iruña

Día 7 de junio de 2017

RESUMEN

La Curva Medioambiental de Kuznets ha sido una de las hipótesis más debatidas de la Economía Ambiental en las últimas décadas. Según ésta, la relación entre el crecimiento económico y la degradación ambiental, presenta una forma de U invertida. Esto implica que el deterioro ambiental es una función creciente del crecimiento económico hasta llegar a un nivel de renta, a partir del cual mayores niveles de crecimiento se asocian a niveles progresivamente menores de deterioro ambiental. Este Trabajo de Fin de Grado realiza un pequeño recorrido por alguno de los trabajos realizados sobre el tema, y más adelante se expone un trabajo de series temporales para el caso de España, empleando dos tipos de contaminantes atmosféricos. La estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios avala la presencia de esta relación, y sitúan a este país en la parte decreciente de la curva.

Palabras clave: Cointegración, Estacionariedad, Medio Ambiente y Crecimiento.

ABSTRACT

The Kuznets Environmental Curve has been one of the most debated hypotheses of the Environmental Economy in recent decades. According to this, the relationship between economic growth and environmental degradation has an inverted U-shape. This implies that environmental deterioration is a growing function of economic growth until it reaches a certain level of income, from which, higher levels of growth are associated with progressively lower levels of environmental deterioration. This Final Degree Project goes through some of the works about the subject, and later on a time series study for the case of Spain is introduced, using two types of atmospheric pollutants. The estimation by Ordinary Least Squares confirms the presence of this relation, and places this country in the decreasing part of the curve.

Keywords: Cointegration, Stationarity, Environment and Growth.

Índice

INTRODUCCIÓN	4
1.GAPMINDER.....	5
2.LA ECONOMÍA Y EL MEDIO AMBIENTE	6
2.1 Introducción.....	6
2.2 Curva Medioambiental de Kuznets	7
2.3 Estudios anteriores.....	9
3.MODELOS DE EMISIONES CONTAMINANTES EN ESPAÑA	12
3.1 Modelos económicos	12
3.2 Modelos econométricos	13
3.3 Análisis descriptivo de los datos	15
3.4 Calculo de tendencias y estacionariedad	18
3.5 Modelo de emisiones de CO2	20
3.6 Modelo de emisiones de SO2	26
4. CONCLUSIONES	30
5. BIBLIOGRAFÍA	32
6. ANEXO.....	35

INTRODUCCIÓN

Este estudio comienza tras el análisis de la base de datos de Gapminder, gracias a su acceso libre y directo a los datos se pueden plantear todo tipo de proyectos de carácter interdisciplinar. Esta herramienta tiene un gran potencial para desarrollar una mirada crítica en la que se integren datos de distintos ámbitos.

En las últimas décadas, la demanda social en temas medioambientales ha crecido de forma rápida. Tanto en organismos públicos, empresas o partidos políticos el medioambiente es un punto crucial a tener en cuenta. La creciente sensibilización social es uno de los motivos por los cuales surge nuestro interés por analizar los indicadores ambientales. Es en 1987 la primera gran conferencia sobre cuestiones ambientales internacionales, La Conferencia de Naciones Unidas sobre el Medio Humano, donde se expresa la preocupación por la repercusión del crecimiento en el medio ambiente.

Entre las investigaciones realizadas sobre el problema del crecimiento y el medio ambiente, un tema que suscitado especial interés en las últimas décadas es la Hipótesis de la Curva Medioambiental de Kuznets (CMK). Existe una gran literatura al respecto y supone un gran desafío tratar de confirmar las distintas teorías con las herramientas econométricas aprendidas, y con el anteriormente citado, son los motivos a los que me ha llevado hacer un estudio de la CMK para España.

Este trabajo se estructura en cinco secciones. En la primera sección se describe brevemente la fundación de donde se extraen los datos de este trabajo, Gapminder. La segunda se divide en tres apartados, el primero una breve introducción sobre la economía y el medio ambiente, el segundo la descripción sobre las nociones básicas de la CMK y en el último se hace escueto un repaso sobre los estudios acerca de esta curva. La tercera sección se centra en el modelo que planteo para las emisiones de dióxido de carbono (CO_2) y de azufre (SO_2), dividiéndola en cinco apartados, los dos primeros explicando el modelo, las variables elegidas y los datos muestrales, más adelante en el punto tres se analiza la estacionariedad de las variables y ya en los dos último se procede a analizar la cointegración, estimación e inferencia del modelo, en su caso. En el cuarto apartado se plantean las principales conclusiones y, por último, el trabajo finaliza con un apartado de bibliografía y un anexo que contiene resultados que por su extensión se ha considerado no incluirlos en sus respectivas secciones.

1.GAPMINDER

Gapminder es una fundación sueca independiente sin afiliaciones políticas, religiosas o económicas creada en 2005. Gapminder trata de luchar contra los malentendidos sobre el desarrollo global dando una visión del mundo basada en los hechos, mediante estadísticas fiables, y una herramienta gráfica muy visual, para analizar en forma de secuencia temporal, diferentes datos de países de todo el mundo.

Cuenta con 513 indicadores, clasificados en 10 categorías: economía, educación, energía, medioambiente, para usuarios avanzados, salud, infraestructura, población, sociedad y trabajo; de fuentes como el Banco Mundial, la Organización Mundial de la Salud, etc. Dispone de un visualizador interactivo de gráficos que permite correlacionar de forma sencilla dos de los indicadores y visualizar de forma animada su evolución temporal, como vemos en el siguiente ejemplo:

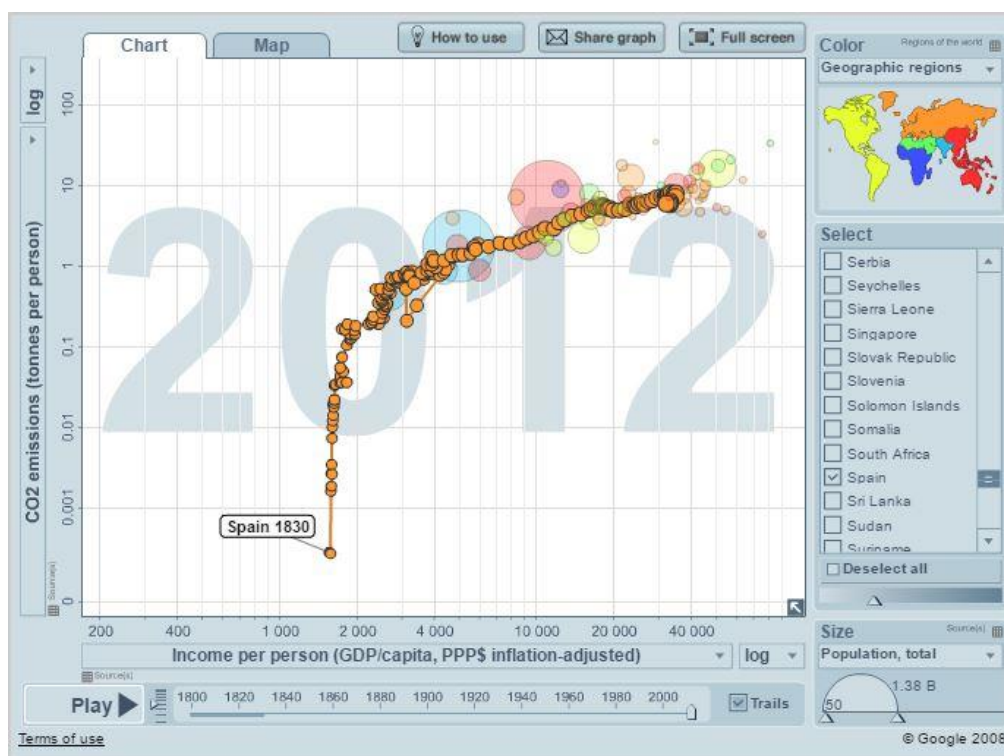


Figura 1. Diagrama de puntos dinámico de Emisiones de CO2 vs Renta per cápita.

La web también tiene un catálogo de vídeos de conferencias de Hans Rosling, que defiende diferentes ideas con los datos que la plataforma ofrece.

Existe también una nueva función llamada Dollar Street, donde se puede ver, mediante fotografías, las casas y los juguetes que emplea la población de ciertos países del mundo, situándolos gráficamente en una escala de pobreza.

Aprovechando la gran cantidad de indicadores medioambientales y económicos, observaremos la relación entre el crecimiento y el deterioro ambiental.

2.LA ECONOMÍA Y EL MEDIO AMBIENTE

2.1 Introducción

La economía se ha centrado en estudiar los procesos de producción y consumo, poniendo énfasis en cómo estimular el crecimiento económico. A partir de los años sesenta los países de occidente comienzan a preocuparse por el medioambiente y por la herencia a las generaciones futuras, y es entonces cuando aparece la Economía Ambiental, por lo que es una disciplina más o menos reciente. La Economía Ambiental trata temas relacionados con la función del medio ambiente como receptor y asimilador de residuos, es decir, como sustentador de ciertos procesos bióticos y abióticos de recuperación y regeneración de subproductos derivados de los procesos de producción y consumo (Labandeira, 2007). Vivimos en una economía de mercado imperfecta, es por eso que los precios no reflejan los verdaderos costes sociales y medioambientales del crecimiento.

La primera vez que se manifestaba de forma global la preocupación por el medio ambiente fue en la conferencia de Estocolmo de 1972, también llamada Cumbre de la Tierra, donde se introdujo como objetivo el crecimiento sostenible, mediante 26 principios fundamentales. Pero fue en 1987 en la Comisión de Medio Ambiente de la Naciones Unidas donde se institucionaliza el concepto de desarrollo sostenible, con el trabajo “Nuestro futuro común”, donde se define el desarrollo sostenible como la satisfacción de las necesidades de la generación presente sin comprometer la capacidad de satisfacer las necesidades de las generaciones futuras. La Conferencia de Estocolmo precedió a la Cumbre de la Tierra de 1992, que destacó por centrar la atención mundial en la idea de que las condiciones económicas y de justicia estaban relacionadas con los problemas medioambientales, de donde nació la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático. Cabe destacar, el Protocolo de Kioto adoptado en 1997, donde se establecieron límites cuantificados y obligatorios de emisión de Gases de Efecto Invernadero (GEI), y presentó, como objetivo global la reducción de un 5% en las emisiones respecto de 1990. Tras la ratificación de Rusia, el Protocolo entró en vigor el 16 de febrero de 2005.

Como se ha mencionado, es al comienzo de la década de los noventa cuando adquiere relevancia el análisis más detallado entre la degradación ambiental y el crecimiento económico. Numerosos estudios surgen a raíz de la publicación “Desarrollo y medio ambiente” del (Banco Mundial ,1992) donde se investigan los vínculos existentes ente el

desarrollo económico y el medio ambiente, cuyo mensaje principal es alentar sobre la necesidad de integrar las consideraciones ambientales en la elaboración de las políticas. Pone hincapié, en el hecho de que la protección del medio ambiente es esencial para el proceso de desarrollo, y es un círculo virtuoso ya que sin desarrollo no hay recursos suficientes para hacer frente a las inversiones necesarias para proteger el medio. Una de las muchas conclusiones que se pueden extraer de dicho informe, es que, el crecimiento económico influye de forma positiva sobre el medio ambiente, en el largo plazo, ya que la acumulación de riqueza hace que la sociedad esté más concienciada en reparar los daños que este crecimiento genera.

Existen en la literatura estudios anteriores, como el de Grossman y Krueger (1991), donde se constató que un régimen comercial más liberal entre EEUU y México generaría crecimiento en los ingresos para México y que, a su vez, este crecimiento tendería a aliviar los problemas de contaminación una vez que el ingreso per cápita alcanzara cierto nivel.

2.2 Curva Medioambiental de Kuznets

Fue en 1993 cuando Panayotou introdujo el término de Curva de Kuznets Medioambiental (CMK), en similitud con la Curva de Kuznets del premio nobel Simon Kuznets que relaciona el crecimiento económico con cambios en la distribución de la renta, siguiendo una curva de U invertida. En su estudio se observa como ciudades de países ya industrializados, como Japón, estaban más limpias que hace 20 o 30 años atrás, al contrario que podíamos observar en ciudades de países recién industrializados como Bangkok. En consecuencia, explicaba como los esfuerzos para mejorar las emisiones de los países en desarrollo son premisas erróneas e innecesarias, ya que, es sólo un fenómeno asociado a su etapa de desarrollo.

La CMK plantea que el deterioro ambiental es una función creciente del crecimiento económico, para etapas de desarrollo bajas, y llegado a un cierto nivel de renta Y^* , esta relación se invierte, y el crecimiento económico lleva a niveles cada vez menores de degradación ambiental. La CMK tendría una forma de U-invertida, como se muestra en la figura 2.

Si la intensidad de la contaminación de la producción agregada fuera constante, por el efecto escala, esperaríamos tener un empeoramiento de la calidad ambiental a medida que aumenta la renta. Pero existen diversos efectos que nos hacen pensar que esta relación no es estrictamente monótona. Uno de ellos, es que la composición de la producción se desplaza

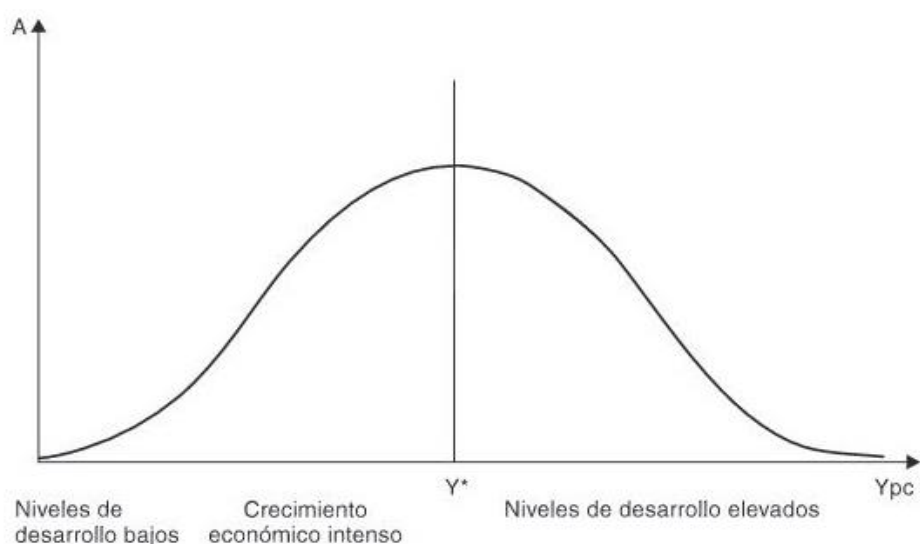


Figura 2: Curva Medioambiental de Kuznets. Fuente: Labandeira, 2007.

entre sectores, por ejemplo, cuando la renta per cápita aumenta, el sector servicios tiende a crecer frente al sector manufacturero, y estos sectores difieren en su intensidad de contaminación (debido a la tecnología que adoptan o regulaciones gubernamentales), pero esto no puede compensar totalmente el efecto escala a no ser que la actividad más contaminante se reduzca por completo, sería el caso de bienes inferiores o que tales bienes se sustituyan por importaciones (en este caso, solo se trasladaría la contaminación a otro país) (Correa, 2004 y 2005). Panayatou (1993), explica mediante las diferentes fases del desarrollo económico la existencia de la U-invertida. La primera fase está basada en la agricultura de subsistencia, donde la pobreza sigue siendo omnipresente, la recaudación impositiva es ineficaz, y la conciencia ambiental es baja, el nivel de residuos es bajo, y en gran medida se trata de residuos biodegradables debido a la capacidad de asimilación natural del medioambiente, hacen que éste permanezca intacto, (Mendaza, 2015). En la segunda fase el proceso de desarrollo comienza, el agotamiento de los recursos se acelera y la contaminación ambiental empieza a acumularse a un ritmo creciente a medida que la capacidad natural de asimilación del medio ambiente se sobrecarga con contaminantes, y se genera un crecimiento hacia la industria pesada. En la última fase, o fase post-industrial, el impacto medioambiental disminuye progresivamente debido al cambio estructural hacia actividades menos contaminantes, la mayor concienciación social, la innovación tecnológica y las regulaciones ambientales más estrictas, (Mendaza, 2015). Una sociedad donde el ingreso per cápita sea alto, y las necesidades básicas de los habitantes ya se hayan visto cubiertas, hace que sus preferencias tiendan a incluir variables como preocupación por su entorno ya que, debido a una mayor conciencia social los habitantes exigen más atención a aspectos no económicos de sus condiciones de vida, (Grossman y Krueger, 1995).

El cambio tecnológico puede ser la respuesta a un aumento de los costes de los recursos con el objetivo de provocar ahorro, aunque se sospecha que las políticas gubernamentales han sido el estímulo más potente, (Torras, 1998). Es posible que las medidas reguladoras gubernamentales sean más fuertes cuando los efectos de la contaminación se encuentran principalmente dentro de las fronteras nacionales que cuando su impacto es principalmente transnacional o global (Arrow 1995). En resumen, los factores que explican el cambio de tendencia se engloban en: regulaciones ambientales, tecnología, composición industrial y preferencias sociales.

Esta idea puede llevarnos a una deducción inaceptable, que el aumento del ingreso per cápita, induce a los países a limpiar el medioambiente (Torras, 1998). Grossman y Krueger (1995, pp. 371-372) ya advierten contra sus hallazgos: "Incluso para aquellas dimensiones de la calidad ambiental donde el crecimiento parece estar asociado con mejorar las condiciones, no hay razón para creer que el proceso es automático ... No hay nada inevitable en las relaciones que se han observado en el pasado ". Sugieren que debe haber "una respuesta política inducida" y es por eso que normas estrictas pueden impulsar un mayor vínculo entre ingresos y contaminación.

Por todo lo dicho, parece interesante estudiar la relación entre el crecimiento y la degradación ambiental en España, contrastar la posible existencia de la Curva Medioambiental de Kuznets y el punto en el que se encuentra. Para ello, utilizaremos el modelo que se expone en la sección 3.1.

2.3 Estudios anteriores

Existen numerosos estudios que tratan de validar la Curva Medioambiental de Kuznets. Empecemos mencionando varios que han utilizado datos de panel:

Se iniciaron en 1991 con el trabajo Grossman y Krueger tratando de medir la influencia en el medio ambiente de los tratados de Libre Comercio de América del Norte, cuya conclusión era que el comercio internacional y, por tanto, el crecimiento económico, afectaba de forma positiva al medio ambiente. La muestra que utilizaron constaba de ciudades en 42 países, con datos de GEMS para el periodo 1977-1988. Estimaron una función cubica por niveles, mediante efectos aleatorios, cuya variable dependiente eran las concentraciones de azufre (SO₂) y la forma de la curva estimada fue en forma de N, pero cuando repiten la estimación con efectos fijos y ampliando la muestra temporal, la curva resultante tiene forma de U. Existe una gran variedad de resultados tanto para la forma de la curva como para los puntos críticos estimados, por lo que indican que poco puede decirse

sobre la relación subyacente entre la renta y las concentraciones de SO₂. Esta conclusión se mantiene para los otros contaminantes analizados.

Pero fue, como ya se ha mencionado antes, Panayotou (1993) el primero en contrastar la CMK como tal en 1997. Donde se estudiaba si las concentraciones de SO₂ y el PIB per cápita presentaban una forma de U invertida, donde utilizó datos del GEMS para 30 países en desarrollo y desarrollados en el periodo 1982-1994. Estimó una función cubica por niveles, mediante efectos fijos, Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) y el resultado fue que los datos seguían una forma de N. También estudió las emisiones de SO₂, con datos de sección cruzada para 55 países en el periodo 1987-1988, por Mínimos Cuadrados Ordinarios una función cuadrática logarítmica, y el resultado fue la CMK.

Galeotti y Lanza (1999) estudiaron la CMK para las emisiones de CO₂, estimando diversas funciones, tanto cuadráticas por niveles, cúbicas por niveles, cuadráticas logarítmicas y cúbicas logarítmicas, todas por efectos fijos. Los datos los obtuvieron en IEA (International Energy Agency) para el periodo 1971-1995 en diversos países dependiendo de la función. El resultado fue en todos los casos la prueba de la existencia de la CMK, ya que todas las funciones presentaban una forma de U invertida.

Estudios más recientes como el de Harbaugh, Levinson y Wilson (2002) que contrastan la CMK para el SO₂. Estos autores estiman una función cúbica por niveles con dos técnicas de estimación distintas, mediante efectos fijos y efectos aleatorios. Se utilizan datos de AIRS para 77 ciudades en 45 países en el periodo 1971-1992. El resultado para efectos fijos es la existencia de la CMK (forma de U invertida de la curva), mientras que para efectos aleatorios la forma es de N invertida. En ese mismo año Hill y Magnani (2002) publicaron su estudio utilizando las emisiones de azufre y de CO₂ para 156 países con datos de UNEP ,United Nations Environment Programme, para los años 1970, 1980 y 1990. Se estima una función cúbica logarítmica estimándola por Mínimos Cuadrados Generalizados donde también, el resultado fue de U invertida para ambos contaminantes. Estiman la CMK de forma separada para los países agrupados por renta (baja, media y alta), para estudiar el impacto de la renta; combinando el impacto de la renta y el tiempo, estimando la CMK utilizando variables ficticias para cada sección cruzada y para cada grupo de países. La principal conclusión obtenida de todas estas estimaciones es que la relación entre las emisiones y la renta no es estable entre países, años y contaminantes, lo que sugiere la presencia de un problema de variables omitidas.

En resumen, los resultados de los trabajos previamente mencionados confirman la fuerte sensibilidad de la relación CMK estimada a la elección de la muestra de países, del periodo muestral y del contaminante, y relacionan la fragilidad de esa relación con la presencia de un problema de variables omitida (Díaz, 2007).

Los estudios realizados para España que han tratado de validar esta relación mediante el uso de series temporales y el análisis de cointegración y quiebras estructurales que se han encontrado son escasos.

El estudio de Roca et al (2001) trata sobre la posibilidad de que seis contaminantes sigan una evolución como la descrita por la CMK, en España. Utilizaron datos de CORINE-AIRE (inventario de emisiones procedentes de instalaciones potencialmente contaminadoras de la atmósfera) y de la Agencia Internacional de Energía, para el SO₂ en el periodo 1980-1996, y para el CO₂ el periodo 1973-1996. El limitado periodo temporal del que se dispone es el principal inconveniente del trabajo. Únicamente en el caso del SO₂ existen disminuciones considerables, para el N₂O y el NMVOC (compuestos orgánicos volátiles distintos del metano) las emisiones fueron muy similares al inicio y al final del periodo, y en los tres restantes contaminantes, CO₂, CH₄ (metano) y NO_x (óxido de nitrógeno), las emisiones aumentan considerablemente en función del PIB per cápita.

El trabajo de Roca y Padilla (2003) estudian la CMK también para diversos contaminantes atmosféricos. Se emplean datos del periodo 1980-2001 para ocho contaminantes. Suponiendo que España ha logrado ya el nivel de renta per cápita suficiente para situarse en el tramo decreciente de la curva, sólo en el caso de SO₂ y en menor medida en el CO₂ se observa que las emisiones disminuyen y por tanto que nos encontrábamos en dicha fase.

Alcántara y Padilla (2009) estudiaron los diferentes factores que afectan a las variaciones de las emisiones de gases de efecto invernadero provenientes del consumo de energía en el periodo 1990-2007. Utilizaron la metodología de descomposición de factores, cuyos resultados no evidencian la existencia de la CMK ya que aún no se ha producido el cambio en la relación entre producción y degradación ambiental.

Un estudio reciente y con gran amplitud en el periodo analizado es el de Iglesias et al (2013), en el que se estudia mediante series temporales el comportamiento de la relación entre renta y emisiones de CO₂ en España, para el periodo 1850-2008. La hipótesis de la Curva Medioambiental de Kuznets no se cumple, pero debido a la amplitud del periodo se

ha estudiado la posible existencia de quiebras estructurales para contrastar la posible inestabilidad a largo plazo de la relación. El resultado muestra que dicha relación no es estable a lo largo del tiempo, encontrando 5 quiebras, y por tanto 6 periodos, donde dicha relación ha variado. Analizando el último periodo de 25 años, se obtiene una elasticidad-renta de las emisiones de CO₂ menor que 1, por lo que la economía española ha pasado a mostrar una mayor sensibilidad sobre el medio ambiente, pudiendo deberse a la tendencia hacia el sector servicios o bien, a una mayor responsabilidad ecológica de la sociedad española.

3.MODELOS DE EMISIONES CONTAMINANTES EN ESPAÑA

3.1 Modelos económicos

Nuestro objetivo principal es analizar la trayectoria temporal de dos indicadores medioambientales concretos CO₂ y SO₂, en relación con el PIB per cápita (Y) y, de ese modo, contrastar la posible existencia de la CMK. Se tiene como base los estudios económicos anteriormente citados, pero de forma más simplificada. Ya Stern et al (1998) en una revisión crítica de la literatura sobre la CKA, sugieren que “un enfoque más fructífero para el análisis de la relación entre crecimiento económico y el impacto medioambiental sería el examen de la experiencia histórica de países individuales, utilizando análisis econométricos y análisis históricos cualitativos” y, por esta razón, nuestro análisis se centra únicamente en España.

Para completar el modelo económico se añaden las siguientes variables explicativas. Una variable que represente la apertura de la economía (I), puesto que el comercio internacional puede actuar como un vehículo a través del cual los efectos medioambientales adversos generados por actividades contaminación-intensivas disminuyen en un país al tiempo que se elevan en otro. Esto es lo que llamaríamos exportación de contaminación, que puede llevar a un desplazamiento de las actividades económicas más contaminantes a los países en desarrollo con menos regulación ambiental. A esta hipótesis se le conoce como Hipótesis del Paraíso de Contaminadores. Otra variable explicativa que represente el cambio estructural en la economía (S), como ya se ha mencionado en la sección 2.2, que implica la transición de una economía netamente industrial y más contaminante a una basada en el sector servicios, menos contaminante. Siendo nuestro modelo de la forma:

$$CO_2 = F(Y, I, S)$$

$$SO_2 = F(Y, I, S)$$

3.2 Modelos econométricos

A la hora de elegir entre especificaciones logarítmicas o en niveles, parece haber una preferencia por las primeras en los estudios ya hechos. Debido a las leyes de la termodinámica, toda actividad económica genera residuos ya que implica el uso de recursos, por tanto, no tendría lógica las regresiones en las cuales se permita que los niveles de las variables tomen valores cero o negativos. Con esta restricción, según Stern (2003), deberíamos tomar una variable dependiente logarítmica. Galeotti y Lanza (1999) también llegan a la conclusión, mediante diversos contrastes, que es preferible la especificación en logaritmos. Esta estrategia de transformación matemática tiende a reducir la dispersión original de una serie. Reducir la dispersión de una variable (generalmente la endógena) limita el riesgo de aparición de heterocedasticidad (varianza no constante de la perturbación aleatoria) un problema que afecta a la eficiencia de los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Por tanto, las especificaciones para el modelo econométricos de la CMK serán el siguientes, con forma cuadrática en logaritmos en el PIB per cápita para recoger la posible forma de U invertida:

$$\ln\left(\frac{CO2}{P}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \beta_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + \beta_3 \ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t + \beta_4 \ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t + \mu_t$$
$$\ln\left(\frac{SO2}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + \alpha_3 \ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t + \alpha_4 \ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t + u_t$$

Siendo CO2 las emisiones de dióxido de carbono en el año t, medidas en toneladas; SO2 son las emisiones de dióxido de azufre en kilogramos en el año t; P es la población en habitantes en el año t; PIB el producto interior bruto en el año t, en paridad de poder de compra \$, con la inflación ajustada; e Imp/PIB es la proporción de importaciones sobre el Producto Interior Bruto en el año t ; VAS/PIB es la proporción de valor añadido del sector servicios en el año sobre el PIB en el año t. Todas las variables para España.

Por tanto, nuestras variables dependientes serán, las emisiones de CO2 en toneladas per cápita y de las emisiones de SO2 en kilogramos per cápita, ambos son indicadores de presión sobre el medioambiente (emisiones), que permiten recoger el deterioro o la mejora efectiva de la calidad medioambiental. Y como variables independientes, el ingreso per cápita, el ratio importaciones/PIB que recoge la apertura de la economía y permite contrastar la posibilidad de que esté exportando emisiones, y por último, el ratio del valor añadido sector servicios/ PIB que se considera que representa el cambio estructural en la economía.

Dependiendo de los valores de los coeficientes α y los β , la forma de nuestra curva será diferente, y será por medio de estos parámetros como se contrasta en la sección 3.5 y 3.6 la existencia o no de la CMK. Las alternativas posibles son:

1. Si $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 = 0$ / $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 = 0$ se trataría de una función lineal creciente. Esto significaría que la degradación ambiental aumenta conforme aumenta el crecimiento económico. Tendría la forma del gráfico 3:

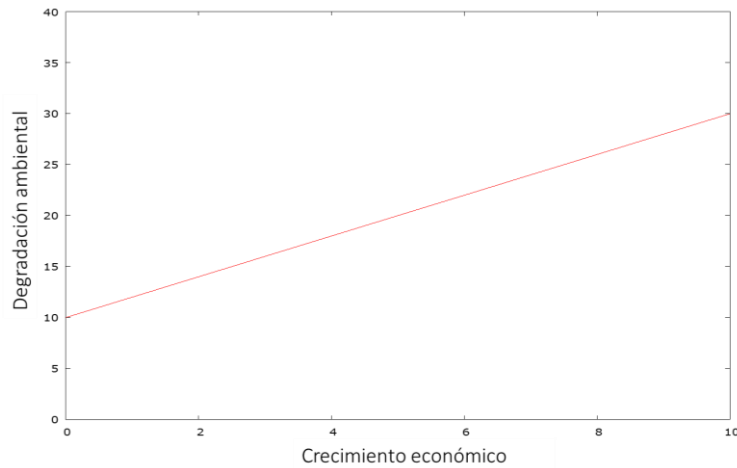


Gráfico 3: Relación entre crecimiento económico y degradación ambiental. Elaboración propia.

2. Si $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 = 0$ / $\alpha_1 < 0$ y $\alpha_2 = 0$ se trataría de una función lineal decreciente. Esto significaría que la degradación ambiental disminuye con el crecimiento económico (gráfico 4):

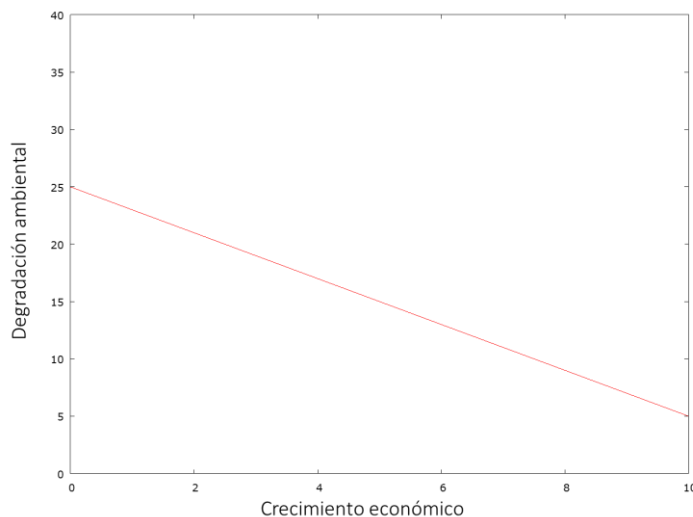


Gráfico 4: Relación entre crecimiento económico y degradación ambiental. Elaboración Propia

3. Si $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$ / $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 < 0$ es una función con forma de U invertida tal y como esperamos que sea la CMK, luego para niveles bajos de renta per cápita el crecimiento económico genera mayor degradación ambiental, efecto que va

disminuyendo hasta que llega un punto en el que la relación se invierte, y el crecimiento afecta de forma positiva al medioambiente (gráfico 5).

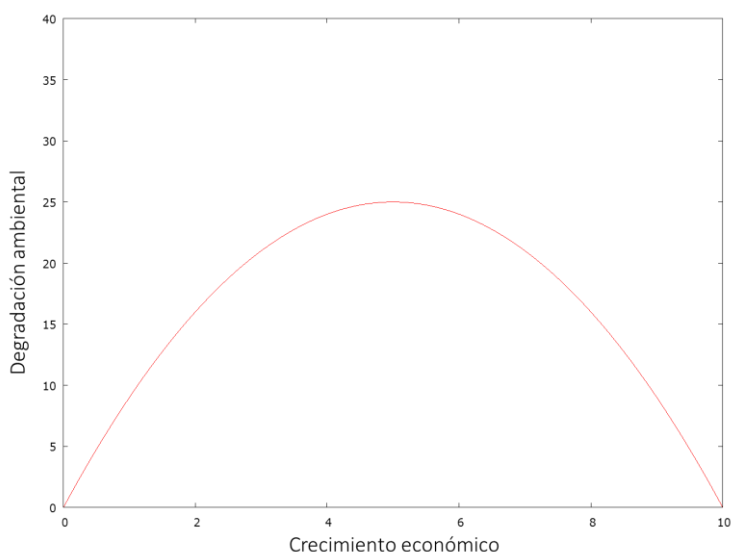


Gráfico 5: Relación entre crecimiento económico y degradación ambiental. Elaboración propia.

3.3 Análisis descriptivo de los datos

Para realizar el estudio se han utilizado datos para España tomados de la base de datos de Gapminder con periodicidad anual de las siguientes variables:

- $\frac{CO_2}{P}$. Emisiones de CO2 en toneladas per cápita para el periodo 1830-2012. Su fuente es CDIAC (Carbon Dioxide Information Analysis Center).
- $\frac{SO_2}{P}$. Emisiones de SO2 per cápita en kilogramos, para el periodo 1850-2000. La fuente de estos datos es Stern D. I. (2006).
- $\frac{PIB}{P}$. Producto Interior Bruto per cápita en paridad del poder de compra (en dólares internacionales, precios fijos de 2011) para el periodo 1800-2015. Su fuente es The World Bank.
- $\frac{Imp}{PIB}$. Proporción de Importaciones en relación al PIB para el periodo 1960-2010. Su fuente es The World Bank.
- $\frac{VAS}{PIB}$. Proporción del Valor Añadido del sector Servicios en relación al PIB para el periodo 1970-2010. Su fuente es The World Bank.

El gráfico 6 representa la variable Producto Interior Bruto per cápita contra el tiempo, que crece a lo largo del periodo. En el primer tramo crece de forma muy lenta, algo esperable ya que la economía española tenía una tendencia proteccionista que dejó huella

profunda en su estructura económica. El bache sufrido en 1936, causado por el estallido de la Guerra Civil española, provoca un estancamiento, e incluso un decrecimiento, de la economía de la cual se recupera tras la denominada “década perdida”. La parte final comienza a partir de los años sesenta y se caracteriza por un período de intenso y continuado crecimiento, de significativa convergencia con las economías europeas, de modernización y profundos cambios en la estructura económica de España.

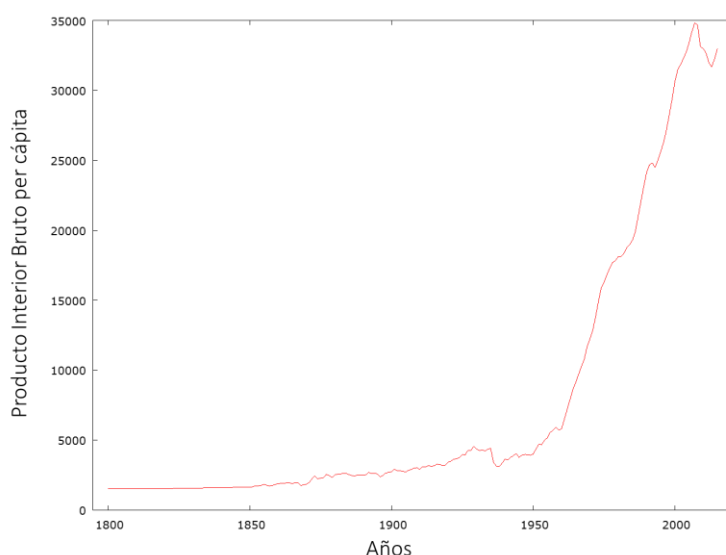


Gráfico 6: Gráfico de series temporales para el PIB per cápita. Elaboración Propia.

Para el caso de los dos contaminantes, se observa (gráfico 7), al igual que en el PIB per cápita, una caída muy grande en el año 1936 de la que se recupera años más tarde, para crecer de manera mucho más rápida, hasta llegar a 1974 (en el caso del SO₂) y a 2008 (en el caso del CO₂), a partir de los cuales las emisiones comienzan caen de forma muy acelerada. En el caso del SO₂ esta caída puede ser debida al Decreto 833/1975, de 6 de febrero, por el que se desarrolla la Ley 38/1972, de 22 de protección del ambiente atmosférico, en la cual se establecen las líneas generales de actuación del Gobierno y servicios especializados de la Administración Pública para prevenir, vigilar y corregir las situaciones de contaminación atmosférica, poniendo un techo para la contaminación del SO₂. La caída del CO₂ en 2008 fue consecuencia de la crisis financiera sufrida y del descenso de la producción.

Por último, para las dos variables explicativas restantes, el ratio importaciones/ PIB y el ratio valor añadido en el sector servicios/ PIB, se aprecia una tendencia creciente en todo el periodo analizado aunque con diversos shocks para el caso de las importaciones (gráfico 8). La serie de tiempo del peso del sector servicios en el PIB comienza en el 1972 tras la crisis

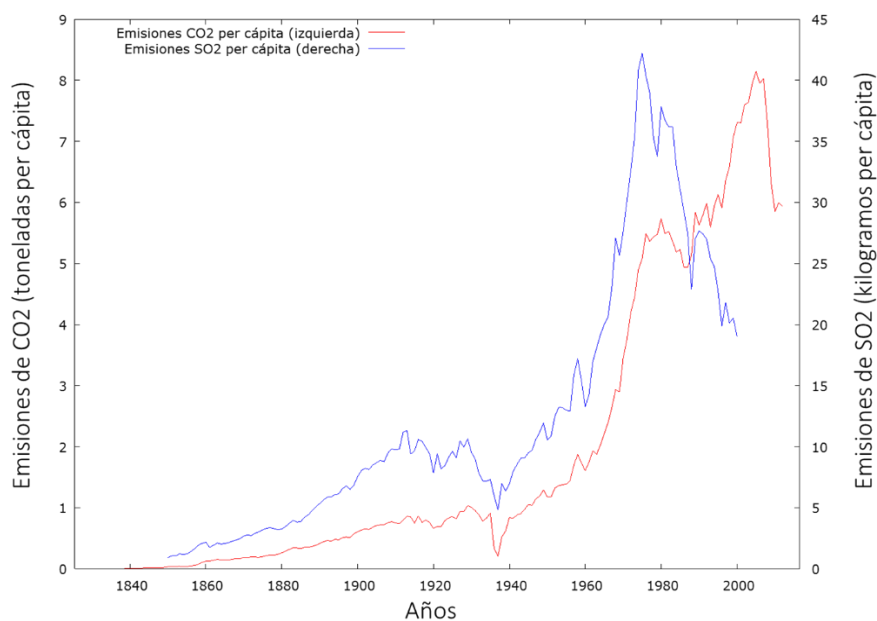


Gráfico 7: Gráfico de series temporales para las emisiones de SO2 y CO2. Elaboración propia.

económica, donde el paro crece considerablemente, al que sucede un estancamiento del crecimiento económico. Es a partir de 1975, cuando comienza a crecer el peso de los servicios y, ya en el 1985, España ingresa en la Unión Europea y se produce una gran innovación tecnológica, por la incorporación de la informática al mundo laboral, y el sector alcanza niveles de país desarrollado. En la actualidad, el sector servicios representa el mayor porcentaje de población activa ocupada, por lo que es una pieza clave en la economía española.

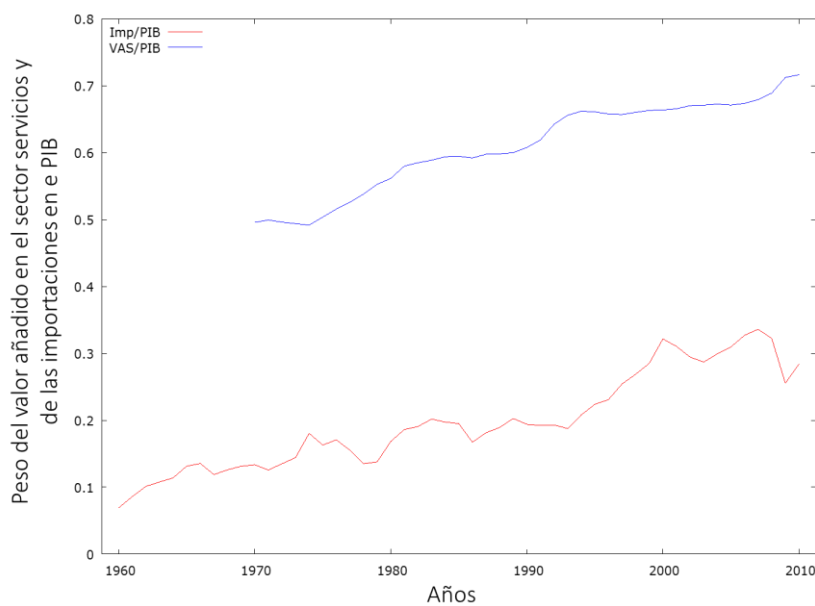


Gráfico 8: Gráfico de series temporales para las variables Imp/PIB y VAS/PIB. Elaboración propia.

En este estudio se utilizan todas las variables en logaritmos cuya evolución se presenta en el gráfico 9. Se puede observar claramente como todas las variables tienen una tendencia creciente a lo largo del tiempo, aunque el PIB per cápita y las emisiones de forma mucho más acusada. Esto nos hace intuir que se tratan de series no estacionarias, es decir, la media crece a lo largo del tiempo.

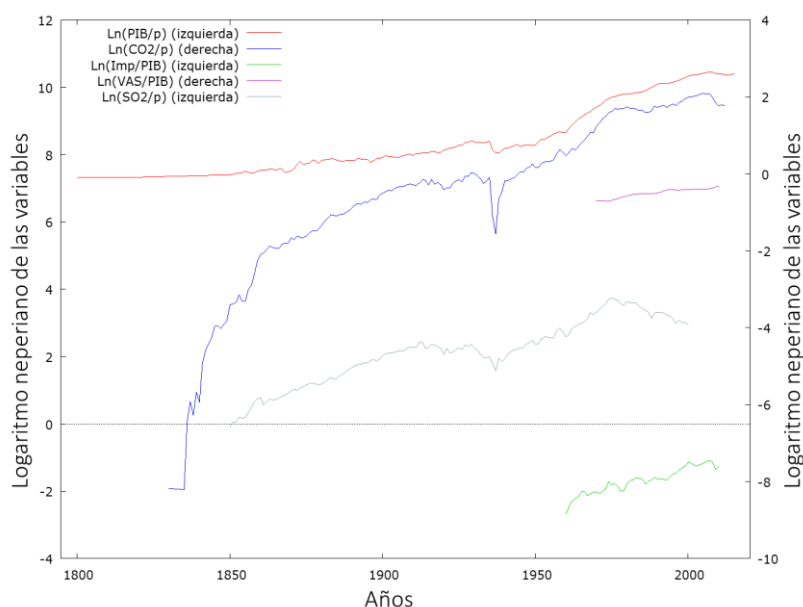


Gráfico 9: Gráfico de series temporales de las variables en logaritmos. Elaboración propia.

Debido a los pocos datos de los que disponemos, en comparación con las variables anteriores, no se utilizarán los ratios de importaciones y VAS para probar la existencia de la CMK en España.

3.4 Calculo de tendencias y estacionariedad

Se empieza por el analizar si las series temporales de la que disponemos son no estacionarias, es decir, que la media y/o la varianza cambian a lo largo del tiempo. Observando el gráfico de series temporales podemos intuir que se tratan de series no estacionarias en media, ya que las variables presentan una tendencia (la media crece a lo largo del tiempo), la estacionariedad al ser una serie muy larga no se puede apreciar bien en el gráfico. Para la estimación por MCO se necesita que las series sean estacionarias para que dicha estimación sea consistente. Utilizamos pruebas formales para el análisis de la estacionariedad:

La prueba de raíces unitarias con el contraste de Dickey-Fuller comienza suponiendo que la serie, por ejemplo Y_t , sigue un proceso autorregresivo de primer orden, AR(1), de la forma $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ y posteriormente se contrasta la hipótesis de que $\rho=1$ (modelo

puro de caminata aleatoria). Si se asume tal hipótesis se dice entonces que la serie contiene una raíz unitaria, de ahí el nombre de la prueba. Las hipótesis de este contraste son:

$$\begin{cases} H_0: \rho = 1 \text{ (no estacionario I(1))} \\ H_1: \rho < 1 \text{ (es estacionario I(0))} \end{cases}$$

Por tanto, realizaremos dicho contraste con cada una de las variables de las que disponemos. En el caso de no rechazar la hipótesis nula, se asume que no es estacionaria, es decir, que al menos siga un I(1). El orden de integración es el número de veces que hay que aplicar el operador diferencias a una variable para que sea estacionaria. Se realiza el mismo contraste para la variable retardada, para contrastar si sigue un I(2).

Otro contraste posible es el contraste KPSS, que nos contrasta la existencia de raíces unitarias y cuyas hipótesis son:

$$\begin{cases} H_0: \text{estacionario I(0)} \\ H_1: \text{no estacionario I(1)} \end{cases}$$

Se realizan ambos contrastes para cada una de las variables de las que se dispone, cuyos resultados se pueden consultar en el Anexo. Ha habido resultados contrapuestos dependiendo del contraste que se ha utilizado en cada variable. Por tanto, de los resultados, se puede considerar que las variables $\ln\left(\frac{\text{Imp}}{\text{PIB}}\right)_t$ y $\ln\left(\frac{\text{VAS}}{\text{PIB}}\right)_t$ son estacionarias según el contraste KPSS, mientras que hay evidencia de que $\ln\left(\frac{\text{SO}_2}{P}\right)_t$ y $\ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)_t$ no son estacionarias según ambos contrastes, y hay evidencias de que la variable $\ln\left(\frac{\text{CO}_2}{P}\right)_t$ no es estacionaria según el contraste KPSS, todo al 5% de significación. Para conseguir que sean estacionarias las variables que no lo son se toman primeras diferencias sobre las variables, es decir, son integradas de orden 1.

$$\ln\left(\frac{\text{CO}_2}{P}\right)_t \sim I(1), \ln\left(\frac{\text{Imp}}{\text{PIB}}\right)_t \sim I(0), \ln\left(\frac{\text{VAS}}{\text{PIB}}\right)_t \sim I(0), \ln\left(\frac{\text{SO}_2}{P}\right)_t \sim I(1)$$

$$\ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)_t \sim I(1)$$

Como era de esperar la variable $\ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)_t$ tiene una raíz unitaria, lo que implica que, por ejemplo, al producirse una crisis económica los niveles de PIB per cápita disminuyen de manera permanente, no vuelve al nivel que implicaba la tendencia que llevaba.

3.5 Modelo de emisiones de CO2

El modelo de emisiones de CO2 que finalmente se va a estimar es:

$$\ln\left(\frac{\text{CO2}}{\text{P}}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{\text{PIB}}{\text{P}}\right)_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{\text{PIB}}{\text{P}}\right)_t^2 + u_t \quad (1)$$

Al tener para el modelo dos variables no estacionarias, podemos encontrarnos ante un problema de regresión espuria que se puede solventar estudiando la existencia de cointegración en el modelo.

Las series de tiempo están cointegradas si se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y el término de error entre ellas es estable o estacionario, aunque cada serie en particular contenga una tendencia y sea no estacionaria, como sucede a las variables del modelo. La existencia de cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema a lo largo del tiempo. Para probar la existencia de cointegración de acuerdo con el procedimiento propuesto por Engle y Granger (1987), se debe estimar el modelo por MCO, a la cual se le denomina regresión de cointegración, se comprueba que los parámetros son significativos y se guardan los residuos obtenidos de esta regresión para su análisis.

El resultado del contraste de raíz unitaria para los residuos del modelo 1 se muestra en la tabla 1.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat1
incluyendo 8 retardos de (1-L)uhat1
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 173
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0.46627
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -3.69676
valor p asintótico 0.004182
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.065
diferencias retardadas: F(8, 163) = 6.864 [0.0000]

con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
valor estimado de (a - 1): -1.06089
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -14.2088
Valor p 1.944e-022
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.005
```

Tabla 1. Contraste de Dickey-fuller sobre los residuos (uhat1) del modelo (1)

Al 5% de significación se rechaza la hipótesis nula del contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller, por lo que los residuos son estacionarios, por lo que se afirma que las series mantienen una relación estable o de equilibrio de largo plazo y por ello, están cointegradas.

A continuación, se aplica el método de S. Johansen de análisis de cointegración. Este método está basado en un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR)¹ que se utiliza para predecir sistemas interrelacionados de series de tiempo y analizar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre el sistema de las variables, (Anchuelo, 1993). El primer paso consiste en determinar el orden del VAR, o el número retardos del modelo, con el fin de seleccionar la longitud óptima del retardo que será utilizado en la prueba de integración entre las variables que presentaban raíz unitaria $\left(\ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)_t \text{ y } \ln\left(\frac{\text{C02}}{P}\right)_t\right)$. El segundo paso consiste en observar el rango y las relaciones de cointegración a través del contraste de Johansen, que consiste en estimar el modelo VAR por máxima verosimilitud y analizar el rango de la estimación. Donde el primer estadístico es el estadístico de máximo autovalor y el segundo el estadístico de la traza, cuyas hipótesis son las siguientes:

Estadístico del máximo autovalor $\begin{cases} H_0: \text{rango } k \text{ de cointegración} \\ H_1: \text{más rango de cointegración} \end{cases}$

Estadístico de la traza $\begin{cases} H_0: k \text{ relaciones de cointegración} \\ H_1: k + 1 \text{ relaciones de cointegración} \end{cases}$

Lo que se quiere probar con el método de Johansen es testar la existencia de relaciones de cointegración. El mejor orden es el orden de retardo 2 como se aprecia en la tabla 2:

Sistema VAR, máximo orden de retardos 6

Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos) valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike, BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.

retardos	log.veros	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	249.95173		-10.575632	-10.093856	-10.396031
2	270.21082	0.00001	-11.076036*	-10.232927*	-10.761734*
3	276.00565	0.23744	-10.933585	-9.729143	-10.484581
4	281.08787	0.33734	-10.759461	-9.193687	-10.175756
5	287.20001	0.20096	-10.631112	-8.704005	-9.912706
6	290.20467	0.73899	-10.364652	-8.076213	-9.511545

Tabla 2. Determinación del orden del VAR. Gretl.

A través del contraste de Johansen se confirma la relación de cointegración entre ambas variables como se muestra en la tabla 3.

En conclusión, existe sólo un vector o relación de cointegración, que se define como un punto estacionario en el cual las fuerzas económicas mantienen a las variables juntas y

¹ Un VAR es un modelo lineal de n variables donde cada variable es explicada por sus propios valores rezagados, más el valor pasado del resto de variables del modelo.

evitan que se muevan a otro punto. Por tanto, la estimación de los parámetros no sólo es consistente sino superconsistente, es decir, la estimación converge a su valor real de forma inversamente proporcional al número de observaciones, en lugar de la raíz cuadrada del número de observaciones que es el caso de las variables estacionarias Engle y Granger, (1987).

```

Contraste de Johansen:
Número de ecuaciones = 3
Orden del retardo = 2
Periodo de estimación: 1832 - 2012 (T = 181)
Caso 3: constante no restringida

Log-verosimilitud = 1204.67 (Incluyendo un término constante: 691.017)

Rango Valor propio Estad. traza Valor p Estad.Lmáx Valor p
0 0.18481 53.348 [0.0000] 36.985 [0.0001]
1 0.078108 16.363 [0.0352] 14.720 [0.0403]
2 0.0090338 1.6425 [0.2000] 1.6425 [0.2000]

Corregido por el tamaño muestral (gl = 174)
Rango Estad. traza Valor p
0 53.348 [0.0000]
1 16.363 [0.0366]
2 1.6425 [0.2031]

```

Tabla 3. Contraste de Johansen. Gretl.

Una alternativa para la estimación del modelo, más obvia, propuesta también por Granger y Newbold (1973), consiste en diferenciar las series hasta lograr su estacionariedad y, a continuación, estimar el modelo con las series diferenciadas. Sin embargo, al expresar el modelo en diferencias, no es posible observar la relación a largo plazo a partir del modelo estimado. Para resolver este problema, se propone la estimación mediante el Modelo de Corrección del Error, que retiene la información sobre las relaciones a largo plazo entre las variables en niveles, recogida en el término de corrección de errores, a la vez que permite flexibilidad en la especificación de sus relaciones a corto, recogidas mediante el resto de los parámetros. Sin embargo, la relación de equilibrio de largo plazo se puede modelizar mediante una regresión por MCO de las variables en niveles, donde la dinámica puede ser olvidada ya que la endogeneidad de alguna de las variables no tiene efecto asintóticamente, dado que los estimadores MCO son superconsistentes (Stock, 1987). Puesto que nuestro interés está en la relación a largo plazo entre variables se elige esta última opción.

Un supuesto importante que se debe comprobar antes de hacer inferencia a partir del modelo estimado por MCO, es la no existencia de autocorrelación del error, es decir que el término de perturbación asociado a alguna observación no está influenciado por el término de perturbación asociado a cualquier otra observación, $E(u_i, u_j) = 0 \forall i \neq j$. En el caso de autocorrelación del error, el estimador MCO seguirá siendo lineal, insesgado y consistente,

pero no tendrá varianza mínima, no será eficiente, por lo que la inferencia queda comprometida. La prueba más conocida para detectar autocorrelación tipo AR(1) es la desarrollada por los estadísticos Durbin y Watson, más comúnmente conocida como el contraste de Durbin-Watson.

En la tabla 4 se ha estimado el modelo de emisiones de CO2 por MCO. Según el estadístico $d = 0.05$ comparado con el valor crítico inferior (para $n=183$ y $k=2$) $d_l = 1.748$ permite afirmar que hay autocorrelación AR(1) al 5% de significación. . Suponemos que las u_t siguen un esquema autorregresivo de primer orden, como el siguiente: $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, por lo que si se quiere realizar inferencia válida utilizando por ejemplo el estadístico t basado en el estimador MCO de los coeficientes se tiene que utilizar un estimador de su matriz de varianzas y covarianzas robusto a la existencia de autocorrelación. En ese caso, el estadístico t basado en las desviaciones típicas robustas tiene una distribución bajo la hipótesis nula que se puede aproximar a una $N(0,1)$ para muestras grandes, así que se ha decidido estimar el modelo solicitando los errores típicos de los estimadores corregidos de Heterocedasticidad y Autocorrelación (HAC). De esta forma se puede hacer inferencia.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1830-2012 (T = 183)					
Variable dependiente: $\ln(CO2/P)$					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)					
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	-115.631	21.9843	-5.2597	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)$	24.5937	4.89017	5.0292	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)^2$	-1.2835	0.268876	-4.7736	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	-0.691760	D.T. de la vble. dep.	2.325905		
Suma de cuad. residuos	194.5648	D.T. de la regresión	1.039671		
R-cuadrado	0.802390	R-cuadrado corregido	0.800194		
F(2, 180)	74.89401	Valor p (de F)	2.15e-24		
Log-verosimilitud	-265.2728	Criterio de Akaike	536.5456		
Criterio de Schwarz	546.1740	Crit. de Hannan-Quinn	540.4484		
rho	0.932746	Durbin-Watson	0.053605		

Tabla 4. Estimación por MCO de la regresión (1). Gretl

Observando la Tabla 4, se detecta que el coeficiente β_3 es significativo tanto al 5% como al 1% de significación y se deduce fácilmente que β_3 es negativo pues el p-valor a una cola es la mitad del proporcionado anteriormente. Este resultado es muy interesante porque existen evidencias de que existe la curva con forma de U invertida que forma la CMK en España. En cuanto a la forma de la curva, se representa en el gráfico 10.

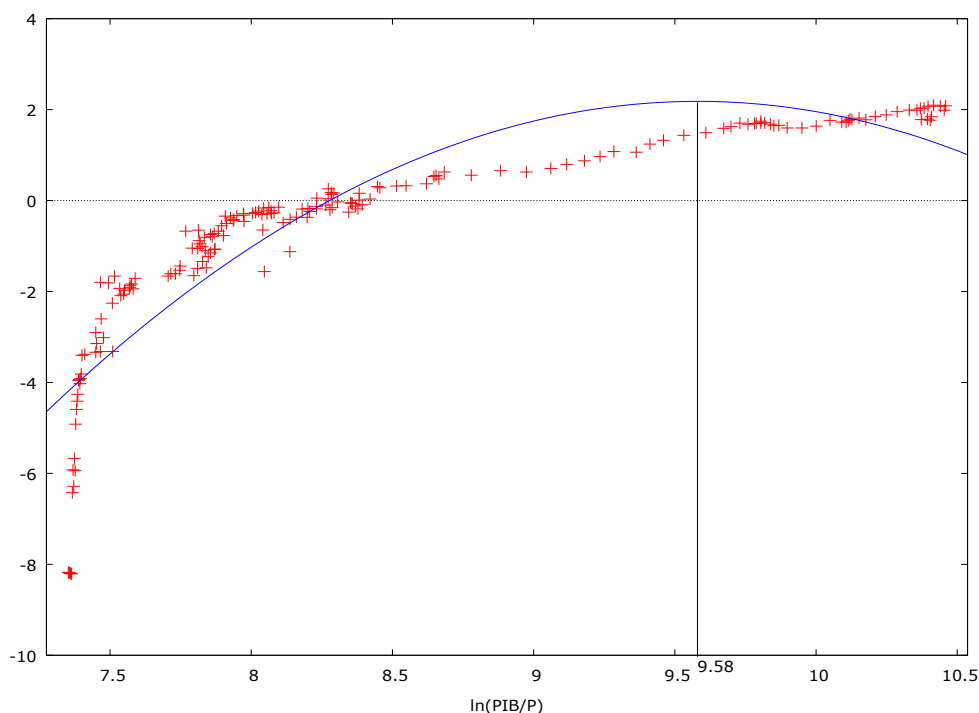


Gráfico 10: Curva estimada de la CMK para España. Elaboración propia.

El punto donde el PIB per cápita pasa de afectar negativamente al medio ambiente a afectar positivamente es aquél que hace alcanzar la contaminación esperada máxima. Para obtenerlo, se deriva la función cuadrática respecto al $\ln(\text{PIB}/P)$, se iguala a cero y se despeja:

$$\frac{d \ln\left(\frac{\text{CO}_2}{P}\right)}{d \ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)} = 24,5937 - 2 \times 1,2835 \times \ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)^* = 0$$

Despejando $\ln\left(\frac{\text{PIB}}{P}\right)^* = 9.5807$, pero este punto es difícilmente interpretable ya que se trata de la variable en logaritmos, para su mejor interpretación deshacemos el logaritmo.

A partir de niveles de 14482,7954 dólares per cápita el crecimiento de la economía en España afecta de forma positiva al medio ambiente, mientras que para niveles inferiores de PIB per cápita el crecimiento aumenta la degradación ambiental, por lo que nuestra hipótesis inicial de la existencia de la CMK se ha validado. Dicho nivel de desarrollo se alcanzó en España en el 1973, como se podía observar, previamente al análisis econométrico, entorno a esa fecha las emisiones de CO2 comienzan a decrecer tras su tendencia creciente. Dicho cambio coincide con un acontecimiento histórico que sucede en torno al año 1973 la crisis del petróleo, este hecho podría actuar como detonante de una disminución temporal, no definitiva. Muchos de los países de la OCDE94 tuvieron su reducción más importante de emisiones en periodos posteriores a los de las crisis del petróleo (1973 y 1979), coincidiendo

además con la entrada en vigor de compromisos internacionales obligatorios. Es por eso, que se les atribuye estos un papel muy importante en el hecho de que el esfuerzo por disminuir las emisiones se mantuviese en el largo plazo, como ya explica Díaz (2007). Este máximo no es representativo ya que analizando los datos se observa que tanto el PIB per cápita como las emisiones de CO2 per cápita ha seguido creciendo en los años posteriores. Este resultado no es realista y no refleja el verdadero punto de cambio, que observando datos se aprecia que fue décadas más tarde.

Para contrastar la importancia que tiene el cambio estructural de la economía, y la posible exportación de contaminación, se estima otra regresión añadiendo dichas variables. La estimación se realiza por MCO previa comprobación de que sus errores son estacionarios, es decir, no se trata de una regresión espuria, y de la existencia de una relación de cointegración por el método de Johansen. Por tanto, la regresión estática sin dinámica (regresión cointegrante) que se estima (tabla 5) será:

$$\ln\left(\frac{CO_2}{P}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \beta_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + \beta_3 \ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t + \beta_4 \ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t + \mu_t \quad (2)$$

La variable que nos indica el cambio estructural en la economía, $\ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t$, es estadísticamente significativa, y tal y como se esperaba su signo es negativo. Por cada aumento del 1% del peso de los servicios en la economía, disminuyen las emisiones de CO2 per cápita en un 1.2566%, ceteris paribus. Lo que nos puede llevar a pensar que la economía española en su proceso de crecimiento, ha sufrido un cambio estructural desde economías primarias a economías terciarias. Las actividades incluidas en el sector servicios tienden a

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1970-2010 (T = 41)

Variable dependiente: $\ln(CO_2/p)$

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	-44.7419	13.7298	-3.2588	0.0024	***
$\ln(PIB/p)$	8.47117	2.73077	3.1021	0.0037	***
$\ln(PIB/p)^2$	-0.383771	0.136327	-2.8151	0.0079	***
$\ln(Imp/PIB)$	0.289917	0.111038	2.6110	0.0131	**
$\ln(VAS/PIB)$	-1.25657	0.317296	-3.9602	0.0003	***
Media de la vble. dep.	1.761896	D.T. de la vble. dep.		0.199885	
Suma de cuad. residuos	0.156424	D.T. de la regresión		0.065917	
R-cuadrado	0.902123	R-cuadrado corregido		0.891247	
F(4, 36)	82.95183	Valor p (de F)		1.17e-17	
Log-verosimilitud	55.98302	Criterio de Akaike		-101.9660	
Criterio de Schwarz	-93.39818	Crit. de Hannan-Quinn		-98.84610	
rho	0.791673	Durbin-Watson		0.473330	

Tabla 5: Estimación por MCO regresión (2). Gretl.

tener menor impacto medioambiental que las de los sectores industriales, lo que llamaríamos el efecto desplazamiento, es decir, que se reducen las actividades más contaminantes. Pero esto no es realmente significativo a escala mundial, ya que la demanda de bienes procedentes de las industrias más sucias no disminuye, sino que su consumo se satisface con importaciones. Se producirá un desplazamiento geográfico de las emisiones.

Para ver si esta última hipótesis se cumple, tenemos el ratio importaciones y PIB, que en nuestro caso, tiene signo positivo con lo que no podemos afirmarla. Interpretamos el coeficiente de la variable que representa la apertura económica como: por cada aumento del 1% del peso de las importaciones en el PIB, aumentan las emisiones de CO₂ per cápita en un 0.853675%, ceteris paribus. La Hipótesis de los Paraísos Contaminantes no se cumple, que la apertura y la liberalización del comercio como vía de escape a las cada vez más estrictas políticas ambientales a las que están sujetos los países más ricos como España no se da, ya que teniendo que cuenta que éste es un país desarrollado esta relación debería ser negativa, se esperaba que el aumento de la liberalización disminuyera las emisiones por la exportación de estas a países más pobres (Zilio,2012). Por lo que no se produce un desplazamiento de la fuente contaminantes CO₂ según nuestro estudio.

3.6 Modelo de emisiones de SO₂

El modelo de emisiones de SO₂ (3), al igual que en el modelo del CO₂, consta de dos variables no estacionarias, luego se puede presentar un problema de regresión espuria o cointegración. Para saber si se trata de una regresión cointegrante seguimos los mismos pasos que en el apartado 3.4.

$$\ln\left(\frac{SO_2}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + v_t \quad (3)$$

El procedimiento de Engle y Granger propone estimar el modelo 3 por MCO y posteriormente aplicar el contraste de raíz unitaria para sus residuos para contrastar si estos son estacionarios o no (tabla 6).

Al 5% de significación se rechaza la hipótesis nula del contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller, por lo que los residuos son estacionarios, y se afirma que las series mantienen una relación estable o de equilibrio de largo plazo, es decir, están cointegradas. El siguiente paso consiste en determinar el orden del vector autorregresivo (tabla 7).

Al 5% de significación se rechaza la hipótesis nula del contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller, por lo que se deduce que los residuos son estacionarios, y por tanto, las series

mantienen una relación estable o de equilibrio de largo plazo, es decir, están cointegradas. El siguiente paso consiste en determinar el orden del vector autorregresivo (tabla 7).

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat2
incluyendo 0 retardos de (1-L)uhat2
(el máximo fue 8, el criterio AIC)
tamaño muestral 150
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.105012
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -3.03934$
Valor p 0.03359

Tabla 6: Contraste de raíz unitaria para los residuos (uhat2) de la regresión (3). Gretl.

Sistema VAR, máximo orden de retardos 6
Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos) valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike, BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.
retardos log.veros p(RV) AIC BIC HQC

1	646.39205		-8.750235	-8.503885	-8.650135
2	679.77412	0.00000	-9.086540*	-8.655426*	-8.911364*
3	684.20817	0.44954	-9.023561	-8.407685	-8.773310
4	686.57228	0.85733	-8.932031	-8.131393	-8.606705
5	692.01597	0.28351	-8.882979	-7.897577	-8.482577
6	696.13562	0.51022	-8.815664	-7.645499	-8.340186

Tabla 7: Determinación del orden del VAR. Gretl.

El mejor orden, es el orden 2 tal y como se observa en la tabla 7. Y por último, para decidir el rango y las relaciones de cointegración se utiliza el contraste de Johansen (tabla 8).

Contraste de Johansen:

Número de ecuaciones = 3
Orden del retardo = 2
Periodo de estimación: 1852 - 2000 (T = 149)
Caso 3: constante no restringida

Log-verosimilitud = 1123.19 (Incluyendo un término constante: 700.347)

Rango	Valor propio	Estad. traza	Valor p	Estad. Lmáx	Valor p
0	0.25314	52.377	[0.0000]	43.491	[0.0000]
1	0.056817	8.8859	[0.3829]	8.7157	[0.3179]
2	0.0011414	0.17017	[0.6800]	0.17017	[0.6800]

Corregido por el tamaño muestral (g1 = 142)

Rango	Estad. traza	Valor p
0	52.377	[0.0000]
1	8.8859	[0.3893]
2	0.17017	[0.6831]

Tabla 8: Contraste de Johansen. Gretl.

Del contenido de la tabla 8 se deduce que existe sólo un vector o relación de cointegración. Al igual que en el anterior apartado, se puede estimar el Modelo de Corrección del error para observar a corto plazo de las variables explicativas, pero como el objetivo de nuestro estudio es analizar la relación a largo plazo entre las variables, estimaremos por MCO

el modelo estático de equilibrio a largo plazo. Antes de interpretar dicha estimación se contrasta la existencia de autocorrelación AR(1). en nuestro caso tenemos un valor para dicho estadístico $d=0.187409$, menor que el valor critico inferior (para $n=151$ y $k=2$) $dl=1,706$, luego al 5% de significación se afirma que hay autocorrelación AR(1) en el error, por lo que se estima el modelo 3 con desviaciones típicas robustas HAC (tabla 9).

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1850-2000 (T = 151)					
Variable dependiente: $\ln(SO_2/P)$					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 3 (Kernel de Bartlett)					
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico	valor p	
			t		
const	-53.6522	4.61733	-11.6197	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)$	11.8858	1.04683	11.3541	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)^2$	-0.618903	0.0586487	-10.5527	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	2.136129	D.T. de la vble. dep.	0.938701		
Suma de cuad. residuos	9.872558	D.T. de la regresión	0.258276		
R-cuadrado	0.925306	R-cuadrado corregido	0.924297		
F(2, 148)	357.4027	Valor p (de F)	2.20e-57		
Log-verosimilitud	-8.331895	Criterio de Akaike	22.66379		
Criterio de Schwarz	31.71563	Crit. de Hannan-Quinn	26.34112		
rho	0.895023	Durbin-Watson	0.187409		

Tabla 9: Estimación por MCO del modelo (3). Gretl.

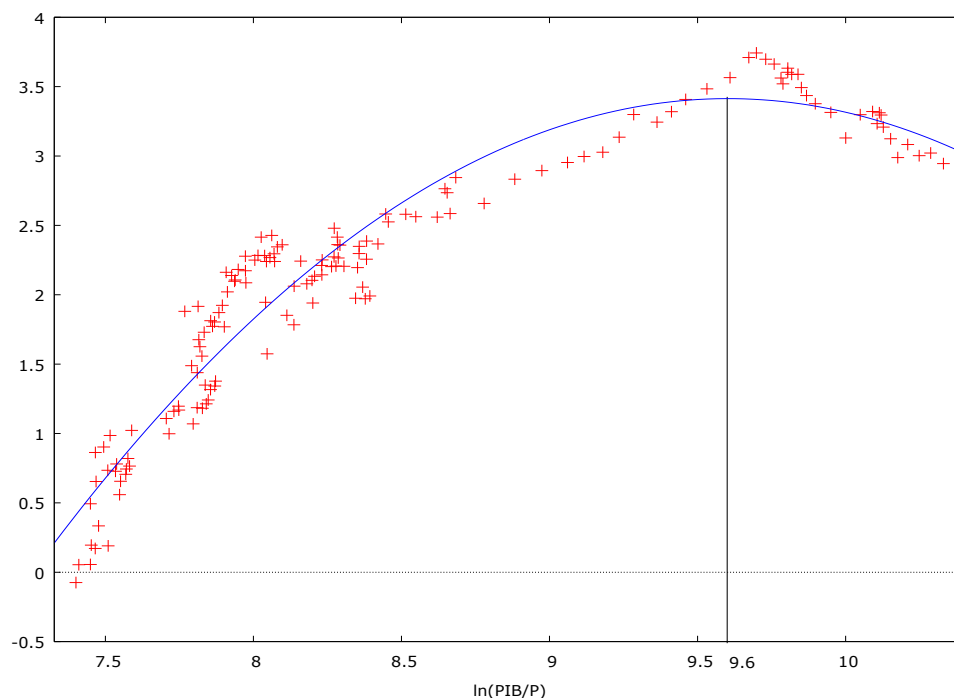


Gráfico 12: Curva estimada de la CMK para España. Elaboración propia

Al igual que en el modelo 1, se confirma la existencia de la Curva Medioambiental de Kutznets, ya que α_3 es negativo y significativo al 5% (tabla 9). La curva se ha representado en el gráfico 12 a partir de su regresión estimada:

Se siguen los pasos del apartado anterior para conocer a partir de qué niveles de crecimiento per cápita, éste afecta de forma positiva para el medio ambiente, para ello:

Máx. $\ln\left(\frac{SO_2}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + u_t$ y deshacemos el logaritmo neperiano para hacer más fácil su interpretación. A partir de niveles de desarrollo mayores de 14798,9643 dólares per cápita, el crecimiento ayuda a reducir el deterioro del medio ambiente, tal y como plantea la CMK. Dicho nivel de desarrollo se alcanzó en 1973, al igual que para el caso del CO₂. Estudios con datos de panel como el de Díaz (2007) concluía que las emisiones de azufre de los países OCDE94 empiezan a disminuir a partir de 1973, coincidiendo con nuestro resultado. Uno de los motivos que explican la disminución generalizada de las emisiones en este año, era que estos países ya habían alcanzado un elevado nivel de renta per cápita, también un elevado consumo energético per cápita y una gran dependencia del petróleo y estas características los hacían más vulnerables a un shock petrolífero. Esto pudo hacer crecer la importancia de la energía nuclear como fuente alternativa. Pero al igual que para el caso del CO₂ este resultado no es muy revelador ya que los años posteriores siguen creciendo tanto las emisiones como la renta per cápita.

Para analizar tanto la Hipótesis de los Paraísos Contaminantes y el posible desplazamiento geográfico de las emisiones mediante la exportación de estos, estimamos la siguiente regresión (previo estudio de la estacionariedad de las variables y de los residuos, y la comprobación por el método de Johansen de la existencia de una relación de cointegración):

$$\ln\left(\frac{SO_2}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t^2 + \alpha_3 \ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t + \alpha_4 \ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t + u_t \quad (4)$$

Y la estimación del modelo estático sin dinámica se incluye en la tabla 10. Todas las variables son significativas al 5% de significación. La variable $\ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t$ tiene el signo esperado, existe un cambio estructural en la economía española, se modifica la estructura productiva hacia sectores con requerimientos energéticos menores como es el sector servicios, le daremos la misma interpretación que para el caso del CO₂. Por cada aumento del 1% del peso de los servicios en la economía, disminuyen las emisiones de CO₂ per cápita en un 1.3750%, ceteris paribus. La creciente importancia del sector terciario supone uno de los elementos clave en la dinámica de la economía española. La mayor parte de la riqueza generada en este país y gran parte del empleo está vinculada con este sector, actualmente representan sobre el 75% de la producción total. La variable $\ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t$ tiene el signo contrario

al esperado, al igual que en el caso del CO₂, por lo que descarta la hipótesis de la exportación de emisiones.

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 1970-2000 (T = 31)					
Variable dependiente: $\ln(SO_2/P)$					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 2 (Kernel de Bartlett)					
	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p	
const	-190.959	22.3807	-8.5323	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)$	39.6859	4.56001	8.7030	<0.0001	***
$\ln(PIB/P)^2$	-2.02708	0.23214	-8.7321	<0.0001	***
$\ln(IMP/PIB)$	0.297721	0.135383	2.1991	0.0370	**
$\ln(VAS/PIB)$	-1.37498	0.344816	-3.9876	0.0005	***
Media de la vble. dep.	3.376404	D.T. de la vble. dep.		0.234301	
Suma de cuad. residuos	0.188235	D.T. de la regresión		0.085087	
R-cuadrado	0.885704	R-cuadrado corregido		0.868119	
F(4, 26)	91.53226	Valor p (de F)		6.29e-15	
Log-verosimilitud	35.12567	Criterio de Akaike		-60.25133	
Criterio de Schwarz	-53.08140	Crit. de Hannan-Quinn		-57.91411	
rho	0.593250	Durbin-Watson		0.805797	

Tabla 10: Estimación por MCO del modelo (4). Gretl

4. CONCLUSIONES

Los síntomas de deterioro e insostenibilidad medioambiental percibidos en la década de los sesenta provocaron un interés por el análisis de las relaciones entre los procesos económicos y el medio ambiente. La hipótesis de la Curva Medioambiental de Kuznets (CMK) ha sido desde los noventa un debate recurrente. En este trabajo se ha hecho una breve revisión de la literatura relacionada con la CMK, con la cual se puede concluir que el crecimiento económico tiene efectos sobre la contaminación y que, en varios estudios la hipótesis de la CMK se ha comprobado. Dicha hipótesis parece cumplirse, en general, para contaminantes atmosféricos, para las concentraciones de contaminantes atmosféricos como en las de contaminantes del agua aparecen con frecuencia curvas en forma de N, aunque los resultados son ambiguos. Una de las conclusiones más aceptadas en la literatura sobre el tema, es que las CMK significativas suelen darse en contaminantes con efectos locales, ya que estos son antes objeto de regulaciones.

Aparte de los resultados, el enfoque metodológico también es variado: modelos de corte transversal, datos de panel o series temporales. Este estudio se han utilizados datos de series temporales para España, poniendo especial atención al análisis de cointegración. Por la extensión y nivel del Trabajo de Fin de Grado, no se ha desarrollado más esta parte metodológica, si no que se ha tratado de aplicar los conocimientos obtenidos a lo largo del grado. Este estudio se centra en la validación de la CMK para las emisiones de CO₂ y SO₂ (indicadores de presión), para el caso concreto de España, con datos de series temporales.

Para ello hemos utilizados una regresión cuadrática logarítmica con las variables PIB per cápita y emisiones de CO₂ y SO₂, más adelante se añade al estudio variables que representan el cambio estructural en la economía y la apertura comercial.

Los resultados derivados de los modelos estimados deben utilizarse con precaución, debido a la sencillez del modelo y a los métodos de estimación utilizados. Se comprueba la existencia de la CMK para España, ya que se ha encontrado una curva con forma de U invertida. Respecto al punto de cambio de la relación entre emisiones y crecimiento, hay que analizarlo con cautela ya que el punto hallado para ambos contaminantes es demasiado bajo. Respecto al resto de variables, se observa el cambio en la estructura productiva de España, de una economía más industrial a otra cada vez más encaminada al sector servicios y por tanto menos contaminante, esto ha afectado positivamente al cambio de tendencia de la CMK, afectando positivamente al medioambiente. Al contrario de lo que se esperaba, el efecto desplazamiento del comercio internacional no se cumple, no existen evidencias que justifiquen que la disminución de emisiones y por tanto el cambio de tendencia, sea debido a que las emisiones se trasladen a otros países.

En estos estudios no se tiene en cuenta el agotamiento de recursos y por tanto su irreversibilidad, ni la diferencia espacial y temporal entre dicho crecimiento y el impacto medioambiental que genera. También, se debe recordar que suponemos una relación causal unidireccional desde el crecimiento económico a la degradación ambiental, sin tener en cuenta que dicha degradación ambiental también puede afectar al crecimiento, mediante el deterioro de las capacidades de producción.

Con estas críticas se pretende alentar sobre lo incorrecto que sería utilizar conclusiones de la CMK para justificar la pasividad en políticas medioambientales, en defensa del crecimiento. El crecimiento económico no es una solución para los problemas medioambientales actuales, aunque se haya encontrado una relación de U invertida, por los motivos antes expuestos.

Todo el estudio se ha realizado gracias a la base de datos Gapminder y su fácil disponibilidad de datos, tanto numéricos, como gráficos y estadísticos. Se trata de un sitio en el que podemos encontrar muchas ideas para desarrollar proyectos interdisciplinares, ya que casi todas las áreas se pueden ver representadas en su base de datos. Con las herramientas de las que dispone se hace fácil plantear hipótesis y analizar ideas sobre bases estadísticas, con ello se fomenta el método científico. Por todo ello, es una página con gran interés para cualquier estudiante.

5. BIBLIOGRAFÍA

ALCÁNTARA, V., PADILLA, E., ROCA, J. (2009) "Emisiones de gases de efecto invernadero derivados del consumo de energía". Informes del CADS, número 8, volumen 2. Barcelona, pp. 129-146.

ANCHUELO, A. (1993). "Series integradas y cointegradas: una introducción" Revista de Economía Aplicada EA 2(1), pp. 151-164.

ARROW, K., BOLING, B., COSTANZA, R., DASGUPTA, P., FOLKE, C., HOLLING, S., JANSSON, B.-O., LEVIN, S., MÄLER, K.-G., PERRINGS, C., PIMENTEL, D., (1995). "Economic growth, carrying capacity and the environment". Science 268, 520-521.

BANCO MUNDIAL (1992) Informe sobre el desarrollo mundial 1992. Desarrollo y Medio Ambiente. Banco Mundial. Recuperado de: <http://documentos.bancomundial.org/curated/es/480211468339538817/pdf/105170W>

CARPINTERO, O. (2005). El metabolismo de la economía española. Recursos naturales y huella ecológica (1955-2000). Lanzarote, España. Fundación César Manrique.

CORREA, F.J. (2004). "Crecimiento económico y medioambiente: una revisión de la hipótesis de la curva ambiental", Semestre económico, 7(14), pp. 73-104.

CORREA, F. J.; VASCO, A. F. y PÉREZ, C. (2005). "La curva medioambiental de Kuznets: evidencia empírica para Colombia", Semestre económico, 8(15), pp. 13-30.

DÍAZ VÁZQUEZ, M. R. (2007). Estudio empírico de las causas subyacentes en la hipótesis de la curva de kuznets ambiental: influencia de factores exógenos y análisis de descomposición (tesis doctoral). Universidad de Santiago de Compostela, España.

ENGLE, ROBERT F.; GRANGER, CLIVE W. J. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica* 55 (2): 251-276.

GALEOTTI, M. y LANZA, A. (1999): "Desperately seeking (environmental) Kuznets", Nota di lavoro n° 2/99, Fondazione ENI Enrico Mattei.

GRANGER, C.W.J. (1966). "The typical spectral shape of an economic variable" *Econometrica* 34, pp. 150-161.

GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1973). "Spurious regressions in econometrics" *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.

GROSSMAN, G. y KRUEGER, A. (1991): “Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement”, Working paper n° 3914, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, November.

GROSSMAN, G. y KRUEGER, A. (1995): “Economic growth and the environment”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 353-378.

HARBAUGH, W.T.; LEVINSON, A. y WILSON, D.M. (2002): “Reexamining the empirical evidence for an Environmental Kuznets Curve”, *The Review of Economics and Statistics*, 84(3), pp. 541-551.

HILL, R. y MAGNANI, E. (2002). “An Exploration of the Conceptual and Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve”. *Australian Economic Papers*. 41(2), pp. 239-254.

IGLESIAS, J., CARMONA M., GOLPE A.A. AND MARTÍN J.M (2013): La curva de Kuznets y la emisión de CO₂ en España. 1850-2008. *Economía Industrial*, 389, p. 135-144.

LABANDEIRA, X.; LEÓN, C.J.; VÁZQUEZ, M.X. (2007): *Economía ambiental*, Editorial Pearson (1ª edición).

MENDAZA, M. (2015). La Curva Medioambiental de Kuznets: ¿Un modelo fiable sobre la degradación ambiental? (trabajo fin de grado). Universidad de la Rioja, España.

PANAYOTOU, T. (1993): “Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development”, *World Employment Programme Research Working Paper WEP 2-22/ WP 238*, International Labour Office, Geneva.

PANAYOTOU, T. (1997): “Demystifying the Environmental Kuznets Curve: turning a black box into a policy tool”, *Environment and Development Economics*, 2, pp. 465-484.

RENDÓN, H. (2003). Modelo de Corrección de Errores y Cointegración: a propósito del premio Nobel de Economía (artículo). Universidad Nacional de Colombia, Colombia.

ROCA JUSMET, J. y PADILLA ROSA, E. (2003): “Emisiones atmosféricas y crecimiento económico en España. La Curva de Kuznets Ambiental y el Protocolo de Kyoto”, *Economía Industrial*, 351, pp. 73-86.

STERN, D.I. (1998): “Progress on the Environmental Kuznets Curve?”, *Environment and Development Economics*, 3, pp. 173-196.

STERN, D.I. (2003): “The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve”, Working Paper, Rensselaer Polytechnic Institute, June. Este trabajo ha sido posteriormente publicado en STERN, D.I. (2004): “The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve”, *World Development*, 32 (8), pp. 1419-1439.

STOCK, J.H. (1987). “Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors”. *Econometrica*, 55(5).

TORRAS, M., BOYCE, J. K., (1998). Income inequality and pollution: reassessment of the environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics* 25 (2), pp. 147-170.

ZILIO, M., (2008). Emisiones de dióxido de carbono en América Latina: un aporte al estudio del cambio climático. *Economía y Sociedad*, Vol. XIV, Núm. 22, pp. 133-1.

ZILIO, M. (2012): “Curva de Kuznets ambiental: la validez de sus fundamentos en países en desarrollo”, *Cuadernos de economía: Spanish Journal of Economics and Finance*, 35(97), pp. 43-54.

6. ANEXO

A continuación, se adjuntan las salidas para el análisis de la estacionariedad.

Contrastes de Dickey-Fuller y KPSS para la variable $\ln\left(\frac{S02}{P}\right)_t$:

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_S02/p
incluyendo 0 retardos de $(1-L)l_S02/p$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 150
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.0206463
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -2.72863$
Valor p 0.07157
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.004

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_l_S02/p
incluyendo 0 retardos de $(1-L)d_l_S02/p$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 149
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.980254
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -11.9003$
Valor p 1.501e-018
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.002

Contraste KPSS para l_S02/p

T = 151
Parámetro de truncamiento de los retardos = 13
Estadístico de contraste = 1.06466

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.349	0.462	0.737

Valor p < .01

Contraste KPSS para d_l_S02/p

T = 150
Parámetro de truncamiento de los retardos = 13
Estadístico de contraste = 0.327467

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.349	0.462	0.737

Valor p > .10

Contrastes de Dickey-Fuller y KPSS para la variable $\ln\left(\frac{CO_2}{P}\right)_t$:

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_CO_2/p
incluyendo 2 retardos de $(1-L)l_CO_2/p$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 180
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.0391168
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -5.40981$
valor p asintótico 2.749e-006
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.019
diferencias retardadas: $F(2, 176) = 2.286 [0.1047]$

Contraste KPSS para l_CO_2/p

$T = 183$
Parámetro de truncamiento de los retardos = 13
Estadístico de contraste = 1.21832

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.349	0.462	0.739
Valor p < .01			

Contraste KPSS para $d_l_CO_2/p$

$T = 182$
Parámetro de truncamiento de los retardos = 13
Estadístico de contraste = 0.417901

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.349	0.462	0.739
Valor p interpolado	0.069		

Contrastes de Dickey-Fuller y KPSS para la variable $\ln\left(\frac{PIB}{P}\right)_t$:

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_GDP/p
incluyendo un retardo de $(1-L)l_GDP/p$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 214
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: 0.00487663
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = 1.81647$
valor p asintótico 0.9998
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.003

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_1_GDP/p
incluyendo 0 retardos de $(1-L)d_1_GDP/p$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 214
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.745278
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -11.2242$
Valor p 5.79e-019
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.003

Contraste KPSS para l_GDP/p

T = 216
Parámetro de truncamiento de los retardos = 13
Estadístico de contraste = 1.44793

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.348	0.462	0.739

Valor p < .01

Contraste KPSS para d_1_GDP/p

T = 215
Parámetro de truncamiento de los retardos = 15
Estadístico de contraste = 0.462537

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.348	0.462	0.739

Valor p interpolado 0.050

Contrastes de Dickey-Fuller y KPSS para la variable $\ln\left(\frac{Imp}{PIB}\right)_t$:

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_Imp/GDP
incluyendo 0 retardos de $(1-L)l_Imp/GDP$
(el máximo fue 13, el criterio AIC)
tamaño muestral 50
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.0873145
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -2.65594$
Valor p 0.08894
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.095

con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.458297
Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -3.98929$
valor p asintótico 0.009027

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.027

Contraste KPSS para l_Imp/GDP

$T = 51$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 13

Estadístico de contraste = 0.439207

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.351	0.462	0.725
Valor p interpolado	0.060		

Contrastes de Dickey-Fuller y KPSS para la variable $\ln\left(\frac{VAS}{PIB}\right)_t$:

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_VAS/GDP
incluyendo un retardo de $(1-L)l_VAS/GDP$

(el máximo fue 13, el criterio AIC)

tamaño muestral 39

hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0.016113

Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -1.09562$

valor p asintótico 0.7199

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.006

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_l_VAS/GDP
incluyendo 0 retardos de $(1-L)d_l_VAS/GDP$

(el máximo fue 13, el criterio AIC)

tamaño muestral 39

hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0.470468

Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -3.36834$

Valor p 0.01837

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.006

Contraste KPSS para l_VAS/GDP

$T = 41$

Parámetro de truncamiento de los retardos = 13

Estadístico de contraste = 0.429977

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0.352	0.462	0.720
Valor p interpolado	0.065		